



Estudios de Economía

ISSN: 0304-2758

ede@econ.uchile.cl

Universidad de Chile

Chile

Berstein, Solange; Cabrita Felix, Carolina

Los determinantes de la elección de afp en Chile: Nueva evidencia a partir de datos individuales

Estudios de Economía, vol. 34, núm. 1, junio, 2007, pp. 53-72

Universidad de Chile

Santiago, Chile

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=22134104>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

**LOS DETERMINANTES DE LA ELECCIÓN
DE AFP EN CHILE: NUEVA EVIDENCIA A PARTIR
DE DATOS INDIVIDUALES***

***DETERMINANTS OF AFP DEMAND IN
CHILE: NEW EMPIRICAL EVIDENCE FROM
INDIVIDUAL DATA***

SOLANGE BERSTEIN JÁUREGUI
CAROLINA CABRITA FELIX**

Resumen

El presente artículo es el primero en utilizar datos individuales para analizar la demanda por AFP en Chile. El estudio emplea técnicas de datos de panel que permiten estimar la probabilidad de traspaso de un afiliado. Los resultados obtenidos confirman el rol preponderante de las fuerzas de venta, ya sugerido previamente por estudios que utilizaron datos agregados por AFP. En particular, se muestra que si bien la sensibilidad de la demanda en relación a precios y rentabilidad es baja, ésta se incrementa notablemente cuando se asocia a la participación de un vendedor.

Abstract

This article is the first one to use individual data to analyze the demand for AFP in Chile. This study implements panel data techniques which allow us to estimate the switch probability of an AFP customer. Results confirm the fundamental role of sales agents, which was already suggested by previous studies that have used aggregated data by AFP. Particularly, we show that although price and return elasticity of demand are low, it raises notably when associated to a sales agent visit.

Key words: *pension system, AFP, demand sensitivity, switching, individual data.*

JEL Classification: *J32, D12, H55, C23.*

* Se agradecen los comentarios de dos árbitros anónimos, de los miembros del Departamento de Investigación de la División Estudios de la SAFP, en especial a Eduardo Fajnzylber y Gonzalo Reyes, y a los participantes del Encuentro de la Sociedad de Economía de Chile 2006. Además, se agradece a Carmen Contreras, Raúl Acevedo y Rubén Castro por su valiosa ayuda con los datos utilizados en este trabajo.

** Superintendencia de AFP. Correspondencia: Huérfanos 1273, Santiago 8340382. Tel. (+56-2) 753-0200. E-mail: ccabrifa@safp.cl

I. INTRODUCCIÓN

La reforma al sistema chileno de pensiones en 1981 reemplazó el sistema de reparto existente por un sistema de capitalización individual basado en la administración privada de los fondos de pensiones. Esta reforma, junto con traspasar la administración del nuevo esquema de cuentas individuales a las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP), introdujo la competencia entre ellas como elemento disciplinador del mercado. De esta forma, si una AFP cobra un precio relativamente elevado, o entrega un mal servicio, los consumidores pueden castigarla por la vía de traspasar sus fondos a otra administradora. Sin embargo, para que esto así ocurra, es fundamental que los consumidores reaccionen efectivamente ante cambios en las variables relevantes en este mercado, como el precio, la rentabilidad y la calidad de servicio. No obstante, la evidencia más reciente sugiere que los consumidores no parecen responder con la intensidad esperada ante diferencias en comisiones y/o rentabilidad. El presente trabajo profundiza en este análisis al utilizar datos administrativos a nivel individual, posibilitando de esta forma controlar por la heterogeneidad de características de los afiliados.

Cada trabajador que se afilia al sistema de pensiones por primera vez enfrenta la decisión de seleccionar la AFP y el tipo de fondo de pensión de su preferencia.¹ A su vez, cada afiliado puede decidir cambiarse de administradora, o de tipo de fondo, en el momento que estime conveniente. En este sentido, el sistema previsional chileno puede ser caracterizado como un mercado en donde los consumidores son los trabajadores y los oferentes las AFP. De acuerdo a la teoría económica, es fundamental para la competencia de mercado que la demanda posea un cierto grado de elasticidad con respecto a las características del producto. Si bien este no es un mercado típico, dado que para un grupo de trabajadores su participación está gatillada por la obligatoriedad de adquirir el servicio, éste posee dimensiones diversas: cada AFP cobra un precio distinto (comisiones fija y variable), ofrece un desempeño financiero heterogéneo (que depende de la estrategia de inversión adoptada por cada una) y entrega diversos servicios a sus clientes a lo largo de su vida.²

Estudios anteriores han mostrado que la demanda por el producto previsional en Chile es relativamente insensible a las variables precio y rentabilidad,³ hecho que ha sido señalado como una de las principales causas de la falta de competencia entre las administradoras. Este estudio busca verificar esta hipótesis a través de la utilización de datos administrativos longitudinales (de panel) a nivel individual. El uso de datos desagregados permite controlar por los efectos de características individuales que puedan influenciar la decisión de cambiarse

¹ Actualmente, cada AFP ofrece 5 tipos de fondo. Hasta el año 2000 existía solo un tipo de fondo de pensión, el que hoy constituye el fondo C. El fondo E fue introducido en enero de 2001. En agosto del año 2002 se introdujeron al sistema los fondos A, B y D a través de la ley de multifondos (Ley Nº 19.795).

² El principal de ellos es entregado por la AFP al momento del retiro, existiendo diferencias entre administradoras (Ver Índice de Calidad de Servicio de las AFP (ICSA) en www.safp.cl).

³ Berstein y Micco (2002), Berstein y Ruiz (2004), Marinovic y Valdés (2005) y Cerda (2005).

de administradora y, por lo tanto, capturar de mejor forma el impacto que tienen sobre la demanda las variables de competencia. A su vez, su utilización permite identificar qué características individuales son más importantes para determinar el grado de sensibilidad de un individuo a la gama de servicios ofrecida por la AFP.

La variable utilizada para estudiar los determinantes de la elección de AFP fue el traspaso entre administradoras, ya que, al observar las razones que llevan a un afiliado a cambiarse de AFP, podemos tener una idea de cuán sensible es la demanda a los precios y servicios de las administradoras.

Este análisis fue realizado para tres períodos distintos, utilizando en cada uno información mensual. El primer período incluye toda la muestra, desde enero de 1988 hasta diciembre de 2005. El segundo período comprende solamente hasta diciembre de 1996, mientras el tercero abarca el período Enero de 1998 a diciembre de 2005. El año 1997 es, por tanto, excluido de los análisis. Esta exclusión se justifica en razón a que 1997 fue un año particularmente distinto a los otros, debido principalmente a la presencia de una intensa “guerra comercial” y cambios importantes en la regulación. Estos cambios se refieren fundamentalmente a la imposición de mayores requisitos para la contratación de vendedores y la exigencia de antecedentes que acrediten la identidad del afiliado para poder materializar el traspaso.⁴ Ambas exigencias se hicieron efectivas en noviembre del año 1997.

El artículo está organizado de la siguiente forma. La sección II presenta una revisión de estudios anteriores sobre la sensibilidad de la demanda por AFP en Chile. La sección III presenta la metodología de estimación y los resultados encontrados. Las conclusiones se resumen en la sección IV.

II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

La conclusión general de los estudios previos en materia de sensibilidad de la demanda por AFP en Chile apunta a una alta insensibilidad de ésta con respecto a las variables relevantes. Un factor común de dichos estudios es la utilización de datos agregados por AFP para la estimación del modelo empírico. En particular, Berstein y Micco (2002) plantean un marco teórico para analizar el rol de los vendedores en la industria y los efectos en bienestar que se derivan de la existencia de agentes de ventas con la posibilidad de entregar “regalos” para efectos de inducir traspasos. Adicionalmente, los autores presentan evidencia empírica para la industria chilena de pensiones, por medio de un modelo de duopolio con productos diferenciados, costos de búsqueda y de cambio, en donde los agentes de ventas ofrecen “regalos” a los clientes potenciales. El período de análisis seleccionado corresponde al comprendido entre diciembre de 1995 y diciembre de 1999, en donde se analizan separadamente los períodos anterior y posterior a los cambios regulatorios del año 1997 discutidos en la sección anterior. La estimación es conducida por medio de regresiones múltiples (OLS) e instrumentalizando la variable ‘agentes de ventas’. Los resultados obtenidos por estos autores sugieren que los traspasos netos entre AFP están positivamente

⁴ Circulares N° 999 y N° 998 de la SAFP, respectivamente.

te relacionados a aumentos en los retornos esperados y gastos comerciales, y negativamente relacionados a las comisiones, aunque esto último ocurre solo en el período que precedió los cambios regulatorios de 1997. Asimismo, los resultados permiten sustentar la hipótesis de que los vendedores conseguían generar mayor interés y conocimiento en relación a las variables de precio y rentabilidad. Sin embargo, las interacciones de estas variables con el volumen de vendedores muestran que éstas reducen la sensibilidad a retornos y comisiones, lo que reflejaría el rol persuasivo que desempeñan las fuerzas de ventas. Los autores concluyen que el número de agentes de ventas es el principal determinante del número de traspasos de afiliados entre AFP.

Posteriormente, Berstein y Ruiz (2004) obtienen resultados consistentes con los anteriores y enfatizan la gran desinformación por parte de los afiliados al sistema. Los autores argumentan que ésta puede ser una potencial explicación a la insensibilidad de la demanda. Estimaciones realizadas muestran que las mujeres, los jóvenes y los afiliados de menor educación e ingreso son los que poseen un menor nivel de conocimiento del sistema previsional. Además, los autores muestran que la probabilidad de que un afiliado tenga un alto nivel de conocimiento sobre el sistema es baja.

Por su parte, Marinovic y Valdés (2005) estiman la elasticidad precio efectiva de largo plazo de la demanda. Se basan en un modelo de lealtad de marca y asumen que los consumidores de más altos salarios son más informados. Los autores realizan estimaciones separadas para un panel que incluye a todas las AFP y otro solo para la AFP con los afiliados de mayor salario promedio. Los resultados de las estimaciones (efecto fijo y *SUR*) para los períodos pre y post-1997 (1993-1997 y 1998-2002, respectivamente) muestran que, para el caso del panel que incluye todas las AFP, en ambos períodos la demanda es inelástica. Para la AFP con afiliados de mayor salario promedio, los autores encuentran que la elasticidad precio efectiva de la demanda es mayor a 1 en el período anterior a 1997, mientras que dicho valor se reduce después de este año.

Finalmente, Cerda (2005) analiza la sensibilidad de la demanda en la industria de AFP incorporando la variable 'ranking de rentabilidad' en el análisis. Los resultados de las estimaciones (OLS, efectos fijos, paneles dinámicos, *SUR* y regresiones rodantes) para el período comprendido entre septiembre 1990 y diciembre 2004, muestran que la 'tasa de salida' de cotizantes por AFP, en relación a la tasa de salida del sistema, es sensible solamente al ranking de rentabilidad y a la participación de mercado de la AFP respectiva. Adicionalmente, se encuentra evidencia que soporta la hipótesis de poca heterogeneidad relativa entre las AFP.

III. METODOLOGÍA Y RESULTADOS

III.1. Modelo Empírico

El modelo estimado está basado en el modelo empírico de Berstein y Micco (2002). Extendiendo este modelo para incorporar el efecto de las variables individuales como edad, ingreso imponible, saldo en la cuenta de cotizaciones obligatorias y cambio de trabajo, la ecuación a ser estimada está dada por:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{edad1}_{it} + \alpha_2 \text{edad2}_{it} + \alpha_3 \text{edad3}_{it} + \alpha_4 \text{edad4}_{it} + \alpha_5 \text{edad5}_{it} + \alpha_6 \text{ingreso}_{it} + \alpha_7 \text{saldo}_{it} \\ (1) + \alpha_8 \text{empleador}_{it-n} + \alpha_9 \text{tamaño}_{it-n} + \alpha_{10} \text{gascom}_{it-n} + \beta_1 \text{confija}_{it-n} + \beta_2 \text{compor}_{it-n} + \beta_3 \text{rank2}_{it-n} \\ + \beta_4 \text{rank3}_{it-n} + \beta_5 \text{rank4}_{it-n} + \beta_6 \text{rank5}_{it-n} + \beta_7 \text{rank6}_{it-n} + \beta_8 \text{provisit}_{it-n} + \text{dummies}_{\text{año}} + \gamma_i + \varepsilon_{it}$$

La variable dependiente es una variable binaria, que toma el valor 1 en caso de existir traspaso ($y_{it} = 1$), y cero en caso contrario ($y_{it} = 0$). Las características individuales de los afiliados fueron obtenidas de la Base de Historias Previsoriales. La edad fue incluida en las estimaciones utilizando variables binarias por tramos de edad (los tramos centrales son 26-30, 31-35 y 36-45 años). La remuneración imponible y el saldo en la cuenta individual de cotizaciones obligatorias están presentes en las estimaciones como la razón entre el ingreso (saldo) del afiliado y el ingreso (saldo) promedio de los afiliados que pertenecen a la misma cohorte, definida por el año de nacimiento. La remuneración máxima observada en esta base de datos es el tope de remuneración imponible existente (60 UF), dado que esta es calculada a partir del monto de la cotización obligatoria, que equivale a un 10% de la remuneración imponible.

La variable empleador es una variable binaria y corresponde a un cambio de empleador en alguno de los 4 meses anteriores al mes en que se hace efectivo el traspaso.⁵ El objetivo de esta variable es capturar si los traspasos son más probables cuando hay un cambio de empleador. Esto puede ser así ya que algunos empleadores pueden considerar conveniente sugerir a un nuevo trabajador cambiarse a la AFP a la que se encuentra afiliada la mayoría de sus empleados. La Encuesta de Protección Social 2004 muestra que un 5,31% de los afiliados que se traspasaron de AFP a partir de enero del 2002 lo hicieron inducidos por el empleador. Además, un 17,8% de los afiliados nombran al empleador como la principal razón por la cual eligieron su AFP actual.⁶

Las variables anteriormente descritas son utilizadas como variables de control para aislar los efectos de aquellas que son de particular interés (i.e., comisiones fija y variable, rentabilidad, y el rol de los vendedores en la decisión de traspaso de un afiliado).

Las variables de precio son construidas como diferencias con respecto a la AFP más barata en cada período y, además, como porcentaje de la remuneración del afiliado, tal como se muestra a continuación:

$$(2) \quad Cf_{it} = \frac{\text{confija}_{jt} - \text{confija}_{kt}}{\text{rem}_{it}}$$

$$(3) \quad Cv_{it} = \text{compor}_{jt} - \text{compor}_{kt}$$

⁵ Mes en que el saldo de la cuenta individual de cotizaciones obligatorias es traspasado de la AFP antigua a la nueva administradora y en que se hace la primera cotización en la nueva AFP.

⁶ Ambas cifras consideran solamente a los afiliados que también fueron encuestados en la EPS 2002, no incluyendo de esta forma a los nuevos entrevistados.

De esta forma, ambas variables reflejan la importancia relativa de estos precios para cada afiliado. Los índices j y k representan la AFP del afiliado i en el período t y la AFP más barata en el mismo mes, respectivamente.

La variable rentabilidad fue incluida bajo la forma de un ranking individualizado para cada afiliado. Esto significa que el ranking de rentabilidad asociado a cada uno está relacionado a la posición del ranking que ocupa su AFP para su tipo de fondo, basado en la rentabilidad promedio obtenida por la AFP en los últimos 12 meses. En otras palabras, si un afiliado está en una AFP que es la primera en el ranking para el fondo A, pero la tercera para el fondo C, el ranking asociado dependerá del tipo de fondo en que están invertidos los ahorros previsionales del afiliado. Si estos están en el fondo A, por ejemplo, su variable ranking tomará el valor 1. En cambio, si están en el fondo C, el ranking corresponderá a 3.

Se consideraron 6 posiciones de ranking, de forma que en los períodos en los cuales había más de 6 AFP en el sistema, más de una AFP podía compartir un mismo lugar en el ranking. Se incluyeron por tanto 5 variables dicotómicas en las estimaciones excluyendo la de mejor ranking.

También se incluyó el tamaño (o participación de mercado) de la AFP medido como el porcentaje de afiliados con respecto al total de afiliados en el sistema. Esta variable actúa como una *proxy* de la imagen que el afiliado posee de la AFP, la cual en general está positivamente relacionada a su participación de mercado. Además, también es un indicador del poder de mercado que posee la AFP y de cuán “conocida” es por los afiliados.

Los gastos comerciales fueron incluidos como la razón del promedio de gastos comerciales de la AFP en los últimos 12 meses con respecto a la suma del promedio de gastos comerciales del resto del sistema. Los gastos comerciales buscan capturar el efecto de la publicidad y esfuerzo de ventas en la decisión de traspaso de los afiliados al sistema.

Para capturar la influencia de los vendedores en los traspasos se construyó una *variable proxy* de la probabilidad de ser visitado por un vendedor. Esta variable es calculada de la siguiente forma:

$$(4) \text{ probvisit}_{it} = \left\{ 1 - \left[\left(1 - \frac{60}{\text{cot}_{-kt}} \right)^{\text{vend}_{kt}} \cdot \left(1 - \frac{60}{\text{cot}_{-lt}} \right)^{\text{vend}_{lt}} \cdot \dots \cdot \left(1 - \frac{60}{\text{cot}_{-nt}} \right)^{\text{vend}_{nt}} \right] \right\} \cdot \frac{\text{rem}_{it}}{SM_t} \cdot \frac{45}{\text{edad}_{it}}$$

donde:

- cot_{-kt} : Número total de cotizantes en el sistema excluidos los cotizantes de la AFP k en el período t ;
- vend_{kt} : Número de vendedores de la AFP k en el período t ;
- rem_{it} : Ingreso imponible del afiliado en el período t ;
- SM_t : Salario mínimo en el período t ;
- edad_{it} : Edad del afiliado en el período t .

La lógica detrás de esta variable es la siguiente. En primer lugar, suponemos que el vendedor promedio de una AFP es capaz de visitar a 60 cotizantes al mes (i.e., 3 por día de trabajo). Por lo tanto, la probabilidad de que un cotizante cualquiera de la AFP j reciba la visita de un vendedor de la AFP k en 1 mes

corresponde a 60 dividido por el número de cotizantes de las restantes AFP en el mercado. La probabilidad de que el cotizante entonces no reciba la visita de un vendedor en particular es, por lo tanto, $1 - (60/COT-K)$. Para obtener la probabilidad de que el cotizante no reciba la visita de ningún vendedor de la AFP en cuestión es necesario multiplicar este valor N veces, siendo N el número de vendedores de la AFP_k . Finalmente, si aplicamos el mismo criterio para cada una de las AFP, el producto de tales cantidades entrega la probabilidad de que el afiliado no sea visitado por ninguna de las AFP en el mercado y, asimismo, el complemento de dicho valor corresponde a la probabilidad de que el afiliado sea visitado por alguno de los vendedores en la industria. Este es el valor representado por el primer componente de la expresión en (4).

La *proxy* de la probabilidad construida de esta forma incorpora principalmente restricciones existentes en la industria, como el número de cotizantes en el sistema, el número de vendedores de cada AFP y las restricciones de tiempo que posee cada vendedor. Sin embargo, ésta no considera el hecho que para las AFP puede ser más interesante captar afiliados que posean determinadas características específicas, como mayor ingreso (les permite recibir mayor comisión) y menor edad (afiliados más jóvenes tienen menor riesgo de siniestralidad, lo que reduce el costo de la prima del seguro de invalidez y sobrevivencia). A objeto de capturar este fenómeno, se optó por ajustar la probabilidad de visita incorporando dos componentes adicionales. El primero de ellos (rem_{it}/SM_l) corresponde a un ajuste que incrementa (disminuye) la probabilidad de ser visitado en caso que la remuneración del individuo sea superior (inferior) al salario mínimo (SM_l). Por su parte, el segundo componente actúa de manera similar, incrementando esta probabilidad en el caso de individuos con menos de 45 años de edad.

La variable en cuestión ($probvisit_{it}$) fue utilizada solamente en el caso de afiliados que hubiesen cotizado a lo menos una vez en los 4 meses anteriores a cada período. Para los afiliados que no cumplieren con dicho criterio se les imputó una probabilidad de ser visitado por algún vendedor igual a cero. Finalmente, el valor de esta variable fue normalizado para pertenecer al intervalo [0,1].

Cabe resaltar que la variable $probvisit_{it}$ representa una aproximación de la probabilidad de ser visitado por un vendedor, por lo que se debe tener cautela al momento de interpretar los resultados, pues ésta podría estar capturando, además del efecto de la visita de un vendedor, el efecto de la interacción entre el ingreso y la edad del afiliado.

En las regresiones se incluyen además variables de interacción de esta variable con las variables de precio y las *dummies* de ranking de rentabilidad para verificar el rol que han tenido los vendedores sobre la sensibilidad de la demanda de los afiliados al sistema, tal como se propone en Berstein y Micco (2002). La inclusión de estas variables interactuadas está motivada por la hipótesis de que la sensibilidad de la demanda a las variables de interés depende de la participación de un vendedor. En las regresiones además se incluyeron *dummies* por año para capturar los efectos comunes a todas las observaciones en cada año.

Las características de las AFP utilizadas en las regresiones corresponden a las vigentes al momento en que el individuo tomó la decisión de traspasarse (cuando firma la orden de traspaso). Esto ocurre debido a que el proceso de traspaso lleva algunos meses para materializarse desde el momento en que se firma la orden hasta el momento en que se hace la primera cotización en la

nueva AFP (momento en que se observa el traspaso en la Base de Historias Previsionales).⁷

III.2. Estimaciones

En una primera etapa se estimaron modelos con y sin interacciones de la variable *probvisit_{it}* con las variables de precio y rentabilidad por OLS, panel con efectos aleatorios y fijos, logit condicional y probit con efectos aleatorios. Si bien los modelos logit condicional y probit parecen ser más apropiados en atención a la presencia de una variable dependiente binaria, éstos presentan algunas desventajas con respecto a los modelos lineales de panel. En particular, el modelo logit condicional tiene el inconveniente de hacer difícil la interpretación de los coeficientes obtenidos, los que deben ser interpretados como el impacto que produce un cambio de una unidad de la variable independiente en la razón de probabilidades del evento. En dicho caso, si la razón de probabilidad (*odds ratio*)⁸ es mayor a 1 se concluye que la variable independiente aumenta la probabilidad de ocurrencia del evento, mientras que si la razón de probabilidad es inferior a 1 la variable estaría aumentando la probabilidad de no ocurrencia del evento. En consecuencia, este modelo no permite el cálculo de elasticidades, que es uno de los objetivos de este artículo.

Por su parte, el modelo probit con efectos aleatorios tiene la desventaja de presentar coeficientes inestables en presencia de paneles con períodos extensos de observación,⁹ y además requiere que los efectos inobservables no estén correlacionados con las variables independientes y se distribuyan normal para que los coeficientes y efectos marginales estimados sean consistentes (Wooldridge, 2002).

En base a estas consideraciones se optó por estimar la ecuación de interés por medio de un modelo de probabilidad lineal, utilizando estadísticos para seleccionar entre un modelo con efectos aleatorios o con efectos fijos. Dado que el modelo de probabilidad lineal para variable dependiente binaria presenta heterocedasticidad en los errores (Wooldridge, 2002) se utilizaron en las estimaciones desviaciones estándar robustas.

A su vez, para discriminar entre los modelos con efectos aleatorios y fijos se implementó un test de Hausmann (Wooldridge, 2002), de donde se ratificó la inconveniencia de utilizar un modelo con efectos aleatorios, optándose en definitiva por el modelo con efectos fijos.

La Tabla III.1 muestra los resultados obtenidos por la estimación del modelo de panel con efectos fijos con y sin interacciones para el período completo de la muestra, así como para los períodos pre y post-1997. El año 1997 es por lo

⁷ El número de meses transcurridos entre estos dos eventos ha cambiado en el tiempo, de acuerdo a lo que establecen las circulares N° 466, 861, 1220, 1317 y 1330 de la SAFP.

⁸ Los *odds* de un evento están definidos como $p(y = 1)/p(y = 0)$, siendo $y = 1$ el caso de éxito. El *odds ratio* es, por lo tanto: $(p(y = 1)/p(y = 0))$ para $x+1/ (p(y = 1)/p(y = 0))$ para x , donde x es la variable explicativa cuyo efecto sobre la variable dependiente se quiere evaluar.

⁹ El panel utilizado en el ejercicio contiene 18 años de observaciones, y para un afiliado presente en la base de datos desde el inicio del año 1988 se puede tener hasta 216 observaciones.

tanto excluido de estas últimas estimaciones. Los resultados que se presentan a continuación se refieren al modelo con interacciones, el cual incluye correcciones por heterocedasticidad y autocorrelación de primer orden.

Los coeficientes estimados de las variables asociadas a las características individuales de los afiliados indican que estos son más propensos a traspasarse cuanto mayor es su ingreso y menor es su saldo. Además, la probabilidad de que un afiliado se cambie de AFP aumenta hasta los 30 años, reduciéndose posteriormente. Adicionalmente, un cambio de empleador está positivamente relacionado a la probabilidad de traspaso. Estos resultados están acorde a estadísticas descriptivas de los datos que se obtuvieron en la etapa inicial de este estudio. Por ejemplo, las mayores probabilidades de traspaso fueron obtenidas para los afiliados entre 26 y 30 años, afiliados con saldo inferior a \$ 200 mil en la cuenta de capitalización individual de cotizaciones obligatorias e ingreso entre \$ 800 mil y \$ 1 millón. La probabilidad de traspasarse dado un cambio de trabajo fue de 7%.

El tamaño de la AFP afecta significativa y negativamente a la probabilidad de traspaso de un afiliado en todos los períodos de estimación. Los gastos comerciales, en cambio, parecen no haber tenido un efecto significativo sobre la probabilidad de traspaso en ninguno de los períodos analizados. Una de las posibles explicaciones para el efecto negativo de la variable tamaño de mercado está en que ésta podría asociarse a una mejor imagen de la AFP, resultando en una mayor fidelización de los clientes.

El análisis de las demás variables explicativas debe tomar en cuenta las interacciones de las mismas con la variable *proxy* de la probabilidad de ser visitado por algún vendedor. Siguiendo a Brambor *et al.* (2006), los coeficientes de las variables que constituyen las interacciones son interpretados como el efecto de esta variable cuando la variable modificadora es igual a cero. Para el modelo utilizado en este trabajo, la variable modificadora es la *proxy* de la probabilidad de ser visitado por algún vendedor (ver Tabla III.1.).

En el caso de la comisión fija (y también para las demás variables analizadas a continuación), su efecto sobre la probabilidad de traspaso está dividido en dos partes, tal como lo muestra la ecuación (5).

$$(5) \quad \frac{\partial \text{Probabilidad Traspaso}}{\partial \text{Comisión Fija}} = \beta_{CF} + \beta_{CF*PV} * \text{probvisit}$$

El primer componente del lado derecho de la ecuación (5) representa el efecto de la diferencia de comisión fija como porcentaje de la remuneración cuando la *proxy* de la probabilidad de que el afiliado sea visitado por algún vendedor es cero (β_{CF}), el cual es no significativo para todos los períodos analizados. Este resultado era esperado debido a evidencia preliminar que existe sobre la materia.¹⁰ El segundo componente del lado derecho de la ecuación (5) está compuesto por el coeficiente de la comisión fija interactuada con la *proxy* de la probabilidad de ser visitado por algún vendedor (β_{CF*PV}), el cual es signi-

¹⁰ En la EPS 2004, sólo un 6,9% de los afiliados que habían sido encuestados el 2002 dijeron saber cual era la comisión fija cobrada por su AFP. En la EPS 2002 este número fue aun menor, 3,6%.

TABLA III.1.
RESULTADOS DE ESTIMACIONES

Regresores	Panel Efectos Fijos			Panel Efectos Fijos - Interac.		
	1988-2005	1988-1996	1998-2005	1988-2005	1988-1996	1998-2005
edad 1	0,00673 (0,00116)**	0,02182 (0,00230)**	0,00071 -0,00118	0,00736 (0,00138)**	0,02214 (0,00276)**	0,00083 -0,00157
edad 2	0,00821 (0,00101)**	0,02533 (0,00207)**	0,00274 (0,00102)**	0,00907 (0,00125)**	0,02562 (0,00251)**	0,0028 (0,00140)*
edad 3	0,00556 (0,00088)**	0,02105 (0,00186)**	0,00155 -0,00089	0,00647 (0,00108)**	0,02158 (0,00218)**	0,00168 -0,00124
edad 4	0,00343 (0,00071)**	0,01718 (0,00162)**	-0,00005 -0,00075	0,00432 (0,00091)**	0,01799 (0,00181)**	0,00009 -0,00107
edad 5	0,00072 -0,00052	0,00956 (0,00130)**	-0,0006 -0,00058	0,00123 -0,00073	0,01027 (0,00142)**	-0,00049 -0,00091
ingreso	0,00858 (0,00014)**	0,00153 (0,00028)**	0,00626 (0,00017)**	0,00853 (0,00054)**	0,00098 (0,00048)*	0,00579 (0,00054)**
saldo	-0,04008 (0,00013)**	-0,05303 (0,00022)**	-0,0447 (0,00019)**	-0,04016 (0,00272)**	-0,05284 (0,00536)**	-0,04473 (0,00407)**
empleador	0,00465 (0,00018)**	0,00603 (0,00032)**	0,00172 (0,00018)**	0,00438 (0,00022)**	0,00569 (0,00039)**	0,00162 (0,00020)**
com. fija	0,00051 -0,00029	0,0004 -0,00035	0,00035 -0,00111	0,00041 -0,00073	0,00036 -0,00077	0,00045 -0,00096
com. porc.	0,00807 (0,00039)**	0,01117 (0,00058)**	-0,00021 -0,00084	0,00684 (0,00061)**	0,00525 (0,00077)**	0,00701 (0,00162)**
rank 2	0,00108 (0,00027)**	0,00201 (0,00057)**	0,00042 -0,00024	-0,00053 -0,00029	-0,00101 -0,0007	-0,00032 -0,00029
rank 3	0,00194 (0,00027)**	0,00359 (0,00056)**	0,00134 (0,00025)**	-0,00033 -0,00029	-0,00073 -0,00067	0,00057 -0,0003
rank 4	0,00141 (0,00026)**	0,00274 (0,00056)**	0,00143 (0,00025)**	-0,00103 (0,00030)**	-0,00202 (0,00070)**	0,00056 -0,00033
rank 5	0,00224 (0,00027)**	0,00444 (0,00058)**	0,00204 (0,00026)**	-0,00047 -0,00032	-0,0015 (0,00073)*	0,00104 (0,00033)**
rank 6	0,00355 (0,00027)**	0,00661 (0,00060)**	0,00188 (0,00024)**	0,00057 (0,00029)*	0,00031 -0,00075	0,00039 -0,00031
tamaño	-0,01711 (0,00103)**	-0,01421 (0,00290)**	-0,02366 (0,00139)**	-0,01441 (0,00198)**	-0,02043 (0,00472)**	-0,01935 (0,00419)**
gas. com.	-0,00264 (0,00069)**	-0,00351 (0,00141)*	-0,00373 (0,00080)**	-0,00098 -0,00104	-0,00047 -0,00188	-0,00243 -0,00128
probvisit	0,08488 (0,00152)**	0,19934 (0,00298)**	0,03498 (0,00230)**	0,03126 (0,00555)**	0,11964 (0,01450)**	0,04257 (0,01332)**
prob*cf				48,04684 (2,08868)**	51,47238 (2,90910)**	17,18995 (3,83557)**
prob*cp				0,03868 (0,00865)**	0,07734 (0,01039)**	-0,11476 (0,02774)**
prob*rank 2				0,02665 (0,00503)**	0,04032 (0,00744)**	0,02902 (0,01143)*
prob*rank 3				0,03774 (0,00532)**	0,06103 (0,00731)**	0,03294 (0,01238)**
prob*rank 4				0,04649 (0,00544)**	0,0698 (0,00810)**	0,03402 (0,01167)**
prob*rank 5				0,05339 (0,00597)**	0,09201 (0,00978)**	0,04045 (0,01234)**
prob*rank 6				0,06847 (0,00664)**	0,09989 (0,01091)**	0,07549 (0,01407)**
constante	0,03031 (0,00078)**	0,04135 (0,00181)**	0,0435 (0,00087)**	0,03069 (0,00241)**	0,04492 (0,00478)**	0,04213 (0,00311)**
Observaciones	2.648.117	1.204.527	1.272.131	2.648.117	1.204.527	1.272.131
Afiliados	21.632	18.159	17.970			
R ²	0,04	0,05	0,04	0,07	0,09	0,08
Hausman	$\chi^2(35)=74,999$ $\chi^2(26)=46,229$ $\chi^2(25)=43,382$					

Desviaciones estándar entre paréntesis (para modelo con interacciones desviaciones estándar robustas).

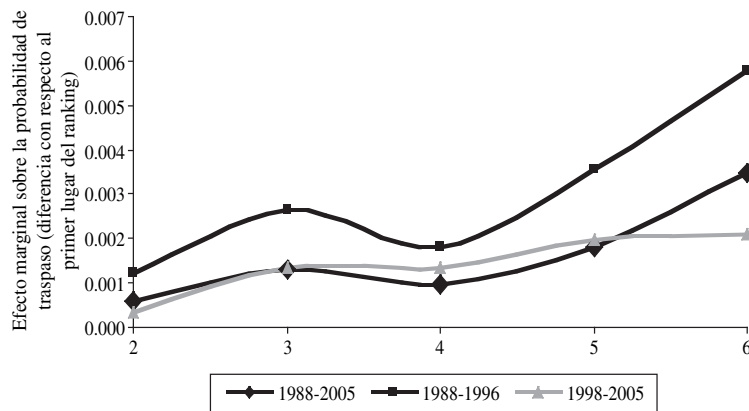
* Significativo al 5%; ** Significativo al 1%.

ficativo y positivo para todos los períodos, multiplicado por el valor de esta probabilidad. Esto indica que, a medida que aumenta la probabilidad de participación de un vendedor en la elección del afiliado, aumenta el efecto positivo que tiene un aumento en la comisión fija sobre la probabilidad de traspaso. Esto estaría indicando un posible rol informativo de los vendedores, en el sentido que éstos pueden hacer notar a los afiliados las diferencias de precios existentes entre distintas AFP.

Con respecto a la comisión porcentual, se encuentra que cuanto mayor es el valor cobrado por su AFP, mayor es la probabilidad de que el afiliado se traspase cuando la *proxy* de la probabilidad de ser visitado por algún vendedor es cero. Por otro lado, el coeficiente de esta variable interactuada también sugiere un posible rol informativo de los vendedores, pues su participación aumenta la sensibilidad del afiliado con respecto a la comisión porcentual en el período completo y en el período anterior a 1997. Sin embargo, este no es el caso para el período posterior, en el cual los vendedores parecen tener un rol más bien persuasivo de compensar a los afiliados por mayores cobros de la comisión variable.

Los coeficientes de las variables indicadoras del ranking de rentabilidad presentan un comportamiento interesante. Se utilizaron variables dicotómicas para permitir un efecto no lineal en la probabilidad de traspaso entre estar en el segundo sexto y el último sexto del ranking con respecto a estar en el primero. Los resultados muestran que el ranking de rentabilidad no produce un impacto significativo en la probabilidad de traspaso cuando el afiliado no es visitado por un vendedor. Sin embargo, a medida que aumenta el valor de la variable *proxy* de la probabilidad de ser visitado por algún vendedor aumenta el impacto de las variables de ranking sobre la probabilidad de traspaso. Esto parece indicar, una vez más, que los vendedores posiblemente han tenido un rol informativo en el sistema, tal como en el caso de las comisiones. Los coeficientes de estas variables considerando las interacciones son presentados en el Gráfico III.1.

GRÁFICO III.1.
EFECTO MARGINAL DEL RANKING DE RENTABILIDAD
EN LA PROBABILIDAD DE TRASPASO



Finalmente, la *proxy* de la probabilidad de ser visitado por algún vendedor, cuando las demás variables que constituyen interacciones con ésta son cero (comisiones fija y porcentual, y variables dicotómicas de ranking de rentabilidad), produce un impacto positivo y significativo sobre la probabilidad de traspaso en todos los períodos analizados. Esta es la variable que más se acerca al impacto que provocan los vendedores por el sólo hecho de visitar a un afiliado (y posiblemente ofrecerle un descuento) en la probabilidad de traspaso. Este resultado indica que los vendedores fueron capaces de producir traspasos ineficientes tanto en el período anterior como en el período posterior a los cambios regulatorios de 1997.¹¹

III.3. Elasticidades

En la sección anterior se discutieron la dirección e impacto de cada una de las variables explicativas en la probabilidad de traspaso. En esta sección se analiza la magnitud de estos impactos. La tabla III.2 contiene las elasticidades de las variables independientes con respecto a la probabilidad de traspaso. Éstas fueron evaluadas en los valores promedio de las variables. Para las variables continuas, las elasticidades entregan el cambio porcentual en la probabilidad de traspaso dado un cambio de 1% en la variable independiente. En el caso de las variables dicotómicas, éstas indican el cambio porcentual en la probabilidad de traspaso por pasar de 0 a 1 en la variable explicativa.

Los resultados indican que un aumento de 10% en la diferencia de comisión porcentual entre una AFP y la AFP más barata aumenta en 1,7% la probabilidad de que sus afiliados se cambien de AFP. La elasticidad observada con respecto a la comisión fija es una de las más altas. Un aumento de 10% en la diferencia de la comisión fija cobrada por la AFP y la comisión fija más barata en el período como porcentaje de los ingresos aumenta la probabilidad de traspaso en 12,6%. La elasticidad precio cuando los afiliados no son visitados por un vendedor es bastante inferior, principalmente en el caso de la comisión fija, para la cual la elasticidad es nula en todos los períodos. Para la comisión porcentual, sin embargo, se encuentran elasticidades positivas pero pequeñas en todos los períodos. Considerando un 10% de aumento en esta variable, las elasticidades encontradas son 1,3%, 0,9% y 2% respectivamente para los períodos completo, anterior y posterior a los cambios en la regulación.

Las *dummies* de ranking de rentabilidad muestran que estar en el último sexto del ranking conlleva una probabilidad de traspaso 28% mayor que estar en el primer sexto. A su vez, estar en el segundo sexto implica una probabilidad de traspaso de los afiliados un 5% mayor con respecto a estar en el primer sexto del ranking.

¹¹ Dado que el coeficiente entregado por esta variable muestra su impacto cuando las demás variables con las cuales se interactúa son cero, se está evaluando su efecto cuando el afiliado está en la AFP más barata y que además se encuentra en el primer sexto del ranking de rentabilidad. Por lo tanto, ésta estaría capturando el poder de los vendedores de promover traspasos por descuentos ofrecidos a los clientes. Esto había sido sugerido anteriormente a través del modelo de Berstein y Micco (2002) con bienes homogéneos, para el cual se demuestra que aunque las firmas cobren un mismo precio, la existencia de agentes de ventas entregando regalos es capaz de generar traspasos, los cuales son ineficientes.

TABLA III.2.
ELASTICIDADES

Variables	Elasticidades		
	1988-2005	1988-1996	1998-2005
com. fija	1,2632 (0,0549)**	1,3820 (0,0781)**	0,4897 (0,1092)**
com. porc	0,1660 (0,0107)**	0,1647 (0,0125)**	0,1271 (0,0459)**
rank 2 ¹	0,0491 (0,0215)**	0,0696 (0,0344)**	0,0604 (0,0440)
rank 3 ¹	0,1043 (0,0225)**	0,1512 (0,0343)**	0,2318 (0,0493)
rank 4 ¹	0,0774 (0,0222)**	0,1050 (0,0357)**	0,2340 (0,0501)**
rank 5 ¹	0,1466 (0,0238)**	0,2052 (0,0390)**	0,3431 (0,0528)**
rank 6 ¹	0,2836 (0,0241)**	0,3347 (0,0409)**	0,3692 (0,0491)**
edad 1 ¹	0,5995 (0,1127)**	1,2768 (0,1593)**	0,1447 (0,2751)
edad 2 ¹	0,7385 (0,1019)**	1,4776 (0,1449)**	0,4906 (0,2458)*
edad 3 ¹	0,5271 (0,0878)**	1,2446 (0,1255)**	0,2942 (0,2164)
edad 4 ¹	0,3516 (0,0742)**	1,0377 (0,1041)**	0,0161 (0,1866)
edad 5 ¹	0,1002 (0,0592)	0,5922 (0,082)**	-0,0857 (0,1588)
ingreso	0,6855 (0,04356)**	0,0554 (0,02708)*	1,0033 (0,09383)**
saldo	-3,1996 (0,21694)**	-2,9686 (0,30126)**	-7,6916 (0,6997)**
empleador ¹	0,3563 (0,0176)**	0,3279 (0,0223)**	0,2830 (0,0349)**
tamaño	-0,2557 (0,0351)**	-0,2154 (0,04971)**	-0,8621 (0,18682)**
gastos com.	-0,0166 (0,01751)	-0,0058 (0,02288)	-0,0906 (0,0475)
probvisit	1,5510 (0,0547)**	2,0546 (0,0815)**	0,7365 (0,1006)**

Desviaciones estándar entre paréntesis.

* Significativo al 5%; ** Significativo al 1%.

¹ Estas son variables dicotómicas, y por lo tanto estos valores están asociados a pasar del valor 0 al valor 1 y están evaluados en el promedio de la probabilidad de traspaso (semielasticidades).

Los resultados encontrados para la sensibilidad a precios y rentabilidad también están de acuerdo a estadísticas obtenidas previamente de los datos. Por ejemplo, la rentabilidad ya había demostrado ser la variable con mayor sensibilidad de la demanda, con un 61 % de traspasos positivos, o sea, afiliados que se

cambiaron a una AFP con ranking de rentabilidad superior al de su AFP para su tipo de fondo. Esta misma estadística para las comisiones fija y porcentual, respectivamente, corresponde a 55% y 57% para todo el período de la muestra.

Con respecto a las demás características de las AFP, un aumento de 10% en la participación de mercado de la AFP reduce la probabilidad de que sus afiliados se cambien en un 2,6%. Una posible explicación para el gran efecto de esta variable después del año 1997 es la mayor concentración en la industria en este período. El número de AFP existentes en el mercado en este período fue en promedio menor que en el período anterior, reduciéndose de esta forma el conjunto de elecciones posibles para el afiliado y aumentando el poder de mercado de las AFP que resultaron de las fusiones ocurridas en la industria. Por lo tanto, dada la existencia de pocas competidoras en el mercado, es más fácil mantener afiliados cautivos en las AFP. Con respecto a los gastos comerciales, la tabla III.2 muestra que esta variable no posee un efecto significativo sobre la probabilidad de traspaso.

Otra variable que posee un impacto importante en la probabilidad de traspaso es la *proxy* de la probabilidad de ser visitado por algún vendedor. Un aumento de 10% en su valor aumenta la probabilidad de traspaso en 15,5% en el período completo y en 20,5% en el período anterior a 1997.

Con respecto a las características individuales, un aumento de 10% en el ingreso del afiliado con respecto al ingreso promedio de su misma cohorte aumenta su probabilidad de traspasarse en un 6,9%. Además, un aumento de 10% en su saldo con respecto al saldo promedio de su misma cohorte reduce su probabilidad de traspaso en 33%. Por su parte, las *dummies* por edad muestran que tener entre 18 y 25 años implica una probabilidad de traspaso 60% mayor que cuando el afiliado tiene más de 55 años. Esta diferencia es máxima si consideramos el tramo que va de 26 a 30 años, 74%. Finalmente, un cambio de trabajo aumenta la probabilidad de traspaso en 36%.

III.4. Robustez de Resultados

A continuación se presentan los resultados de dos ejercicios destinados a verificar la robustez de los resultados encontrados. El primero de ellos contrasta los resultados a la luz de una hipótesis alternativa, mientras que el segundo altera la construcción de algunas de las variables empleadas.

A la luz de los resultados expuestos, es posible argumentar que la mayor elasticidad-ranking-de-rentabilidad en el período postcambios regulatorios se debe a la introducción de los multifondos en el año 2002. Para verificar la validez de esta hipótesis se corrieron regresiones para dos períodos distintos dentro del período post-1997: 1998-2001 y 2003-2005. Los resultados obtenidos se encuentran en la tabla III.3. De éstos es posible inferir que parte de la mayor elasticidad asociada al período posterior a 1997 tiene su origen en la reforma de los multifondos del año 2002, ya que el efecto que tienen los agentes de ventas sobre la sensibilidad a esta variable es más notorio después de 2002.

Un segundo ejercicio consistió en modificar la construcción de algunas de las variables utilizadas. La primera de ellas fue la variable ranking de rentabilidad. En particular, se generó una variable dicotómica que considera solamente la afiliación a la AFP que pertenece al sexto con mayor rentabilidad para su tipo de fondo. Esta variación estuvo motivada por la clara importancia que se da en

la industria a ser el primero en rentabilidad. Los resultados obtenidos son prácticamente idénticos a los anteriores, confirmando su robustez con respecto a un cambio en esta variable. En particular, se encontró que no pertenecer al primer sexto en rentabilidad aumenta la probabilidad de traspaso en 12%.

La segunda modificación analizada apuntó a la construcción de la variable *proxy* de la probabilidad de visita de un vendedor. En lugar de ajustar la remuneración por el salario mínimo, se optó por hacerlo en función al ingreso promedio de los afiliados en cada período, tal como lo muestra la ecuación (6). Los resultados también fueron robustos a esta modificación, con las elasticidades para esta variable *proxy* y las variables de precio ligeramente superiores a las anteriores.

$$(6) \text{ probvisit}_{it} = \left\{ 1 - \left[\left(1 - \frac{60}{\text{cot}_{-kt}} \right)_{AFP_k}^{\text{vend}_{kt}} \cdot \left(1 - \frac{60}{\text{cot}_{-lt}} \right)_{AFP_l}^{\text{vend}_{lt}} \cdot \dots \cdot \left(1 - \frac{60}{\text{cot}_{-nt}} \right)_{AFP_n}^{\text{vend}_{nt}} \right] \right\} \cdot \frac{\text{rem}_{it}}{IP_t} \cdot \frac{45}{\text{edad}_{it}}$$

En último término, se modificaron los tramos de edad empleados en las estimaciones. En este caso, se utilizaron dos construcciones alternativas. La primera de ellas reprodujo los tramos de edad utilizados para la asignación por omisión a los distintos tipos de fondo para los afiliados que no manifiestan su preferencia por un tipo de fondo específico,¹² mientras que la segunda consideró el tramo de edad central al que pertenece el 50% de los afiliados (28 a 43 años), y sus complementos. Para ninguna de estas alternativas se obtuvieron resultados significativamente distintos a los anteriormente discutidos.

IV. CONCLUSIÓN

El sistema chileno de pensiones está basado en la administración privada de los recursos y en la libre elección individual, tanto de administradora como respecto al tipo de fondo en el cual invertir los recursos ahorrados. Es fundamental para que exista competencia en este sistema que los afiliados tomen decisiones activas con respecto a las variables relevantes, como las comisiones cobradas y la rentabilidad de los fondos, para que de esta forma el mercado se autorregule y se alcance un equilibrio con comisiones eficientes, mayor rentabilidad y calidad de servicio.

Este trabajo analizó de qué forma han tomado los afiliados al sistema de AFP sus decisiones con respecto a la elección de su AFP, buscando entender cuáles son los principales determinantes de esta decisión y, por lo tanto, cuáles son los elementos que mueven la competencia en este sector.

Los resultados encontrados confirman un importante rol de los vendedores como determinantes de los traspasos. A través de la estimación de un modelo empírico basado en el modelo teórico de Berstein y Micco (2002), se encontró

¹² El primer tramo incluye a mujeres y hombres hasta 35 años. Del segundo tramo participan hombres hasta los 55 y mujeres hasta los 50 años. El siguiente tramo incluye a los hombres mayores a 55 y mujeres mayores a 50 años.

TABLA III.3.
EFECTOS DE LA REFORMA A LOS MULTIFONDOS

Regresores	Panel Efectos Fijos - Interac.	
	1998-2001	2003-2005
edad 1	0,0067	-0,003
	-0,00356	-0,00229
edad 2	0,00806	-0,00188
	(0,00330)*	-0,00197
edad 3	0,00532	-0,00017
	-0,00283	-0,0017
edad 4	0,00202	-0,00008
	-0,00231	-0,00143
edad 5	-0,00054	0,00025
	-0,00173	-0,00113
ingreso	0,0073	0,0027
	(0,00138)**	(0,00077)**
saldo	-0,08802	-0,01167
	(0,01609)**	(0,00151)**
empleador	0,00209	0,00139
	(0,00033)**	(0,00031)**
com. fija	-0,00029	0,00345
	-0,00076	-0,00498
com. porc.	0,00903	0,0039
	(0,00349)**	-0,00628
rank 2	-0,00011	0,00113
	-0,0004	(0,00058)*
rank 3	0,00054	0,00099
	-0,00043	-0,00053
rank 4	0,0009	0,0007
	-0,00058	-0,00058
rank 5	0,00053	-0,00005
	-0,00048	-0,00063
rank 6	-0,0005	0,00056
	-0,00049	-0,00051
tamaño	-0,01851	-0,06003
	-0,00952	(0,01319)**
gas. com.	-0,00325	-0,01705
	-0,00302	(0,00311)**
probvisit	0,00093	-0,27751
	-0,02169	(0,07433)**
prob*cf	20,40457	59,04534
	(5,99972)**	(20,64121)**
prob*cp	-0,08867	0,49622
	(0,03104)**	(0,20579)*
prob*rank 2	0,01575	0,02509
	-0,01421	-0,04194
prob*rank 3	0,02659	0,08917
	-0,01579	(0,04490)*
prob*rank 4	0,01975	0,17326
	-0,01558	(0,05535)**
prob*rank 5	0,03028	0,32557
	-0,01558	(0,06290)**
prob*rank 6	0,07482	0,11911
	(0,01893)**	(0,04574)**
constante	0,08307	0,03068
	(0,01112)**	(0,00396)**
Observaciones	687.428	427.462
R ²	0,15	0,07

Desviaciones estándar robustas entre paréntesis.

* Significativo al 5%; ** Significativo al 1%.

que la sensibilidad de la demanda a precios y rentabilidad es bastante baja, lo que confirma los resultados encontrados en trabajos previos. Sin embargo, los resultados muestran que ésta se incrementa cuando el afiliado es visitado por un vendedor. Esto último difiere de resultados anteriores con datos agregados, en donde se encontraba el efecto contrario. Al analizar la sensibilidad de la demanda a las principales variables de interés cuando la *proxy* de la probabilidad de ser visitado por un vendedor es cero, se encuentra que la principal variable determinante de los traspasos es la comisión porcentual, pero al evaluarla en el valor promedio de esta probabilidad, la comisión fija y la rentabilidad pasan a tener un rol más importante como determinantes de la decisión de traspaso.

Se encontró que pasar del primero al último sexto en el ranking de rentabilidad aumenta la probabilidad de traspaso de los afiliados en 28%, llegando a 37% en el período post-1997, situación que se debe principalmente a la presencia de los vendedores. Por otra parte, un aumento de 10% en la diferencia de la comisión fija con respecto a la AFP más barata en el sistema (como porcentaje de la remuneración) aumenta la probabilidad de traspaso de los afiliados en 13%. Esta sensibilidad también está muy relacionada a los agentes de ventas, dado que la elasticidad a esta variable cuando la probabilidad de visita de un vendedor es cero, es casi nula para todos los períodos de estimación.

La *proxy* de la probabilidad de ser visitado por algún vendedor también demostró poseer un impacto significativo sobre la probabilidad de traspaso, principalmente en el período anterior a los cambios regulatorios. Su interacción con las variables de precio y ranking de rentabilidad indica que los vendedores han desempeñado un rol informativo en el sistema, aumentando en general la sensibilidad de la demanda con respecto a estas variables. Adicionalmente, la evidencia sugiere que la visita de un vendedor por sí sola genera un aumento en la probabilidad de traspaso en todos los períodos analizados, lo que apoya la existencia de un rol persuasivo de los vendedores.

Los resultados además indican que el tamaño de la AFP es relevante en la decisión de traspaso, principalmente en el período posterior a 1997. Las características individuales de los afiliados como edad, nivel de ingresos y el saldo en la cuenta de capitalización individual de cotizaciones obligatorias también influyen significativamente en la decisión de traspaso. Un cambio de empleador es también un predictor relevante de los traspasos de AFP. Los resultados sugieren que este evento incrementa en cerca de 36% la probabilidad de traspaso.

Posibles extensiones a este trabajo incluyen el estudio de la diferencia en la sensibilidad de la demanda entre hombres y mujeres, y la inclusión de variables que pueden ser obtenidas de la EPS 2004, como educación, conocimiento del sistema y tipo de empleo. La inclusión del nivel de información de los afiliados sobre el sistema permitiría confirmar lo que sugieren Berstein y Ruiz (2004), que la falta de conocimiento sobre el sistema puede ser una de las razones para la insensibilidad de la demanda en esta industria.

REFERENCIAS

- Arellano, M. y B. Honoré (2000). "Panel Data Models: Some Recent Developments", *Working Paper N° 16*, CEMFI.

- Berstein, S. y A. Micco (2002). "Turnover and Regulation: The Chilean Pension Fund Industry", *Documento de Trabajo N° 180*, Banco Central de Chile.
- Berstein, S. y J.L. Ruiz (2004). "Sensibilidad de la Demanda con Consumidores Desinformados: El caso de las AFP en Chile", *Revista de Temas Financieros*, Vol. 1, Nº 1.
- Brambor, T., Clark, W. y M. Golder (2006). "Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analysis", *Political Analysis*, Nº 14.
- Bravo, D. (2002). "Diseño Metodológico de la Primera Encuesta de Protección Social (Historia Laboral y Seguridad Social)", Centro Microdatos, Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- Cerda, R. (2006). "Movilidad en la Cartera de Cotizantes por AFP: La Importancia de ser Primero en Rentabilidad", *Documento de Trabajo N° 309*, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Franzese, R., Kam, C. y A. Jamal (2001). "Modeling and Interpreting Interactive Hypothesis in Regression Analysis", *Mimeo*, University of Michigan, Ann Arbor.
- Marinovic, I. y S. Valdés (2005). "La demanda de las AFP chilenas: 1993-2002", *Mimeo*, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Superintendencia de Administradoras de Fondos de Pensiones (2002). *El Sistema Chileno de Pensiones*. Quinta Edición.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press: Cambridge.

ANEXO

Datos

La muestra utilizada en este trabajo está constituida por datos administrativos innominados del sistema de pensiones de individuos pertenecientes a la Base de Historias Previsionales de Afiliados Activos, Pensionados y Fallecidos (en adelante, Base de Historias Previsionales), que es una base de datos que contiene 24.662 individuos representativos del universo de afiliados a agosto del 2001. Esta base de datos es actualizada semestralmente y contiene la información de movimientos en las cuentas individuales, además de algunas características individuales, como género, fecha de nacimiento y remuneración imponible. Por su parte, la información sobre características de cada AFP fue generada por la SAFP.

Uno de los mayores desafíos de este trabajo consistió precisamente en la depuración de la Base de Historias Previsionales. El principal inconveniente estuvo dado por la imputación errónea de AFP para un subgrupo de afiliados, debido principalmente a las sucesivas fusiones ocurridas en la industria. Para recuperar esta información, se utilizaron los valores de los movimientos de cobro de comisión fija, identificando a qué AFP correspondía la comisión cobrada.

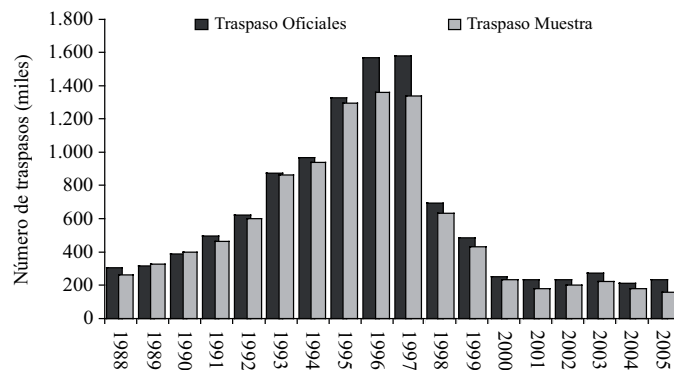
La Base de Historias Previsionales permite identificar las siguientes características de los individuos: género, edad, remuneración imponible y saldo en la cuenta de capitalización individual de cotizaciones obligatorias. Adicionalmente, se construyó una variable que indica el evento de traspaso de AFP dentro de los 4 meses anteriores a la finalización del proceso de traspaso (considerado como

el momento en que se hace la primera cotización en la nueva AFP), o en este mismo mes. Tras el proceso de depuración, la muestra utilizada contenía datos mensuales desde enero de 1988 hasta diciembre de 2005 para un universo de 21.751 afiliados, de los cuales 49% se ha traspasado de AFP al menos una vez. La muestra está compuesta por un 41% de mujeres y 59% de hombres, e incluye 2.911.673 observaciones mensuales y 36.803 movimientos de traspaso.

A nivel de cada AFP fue posible identificar los siguientes atributos: comisión fija y porcentual, rentabilidad obtenida por los distintos tipos de fondo, gastos comerciales, número de vendedores y participación de mercado. Además, se construyó una *proxy* de la probabilidad de ser visitado por algún vendedor de la competencia para los afiliados de cada AFP en cada período, la cual se explicó en más detalles en la sección III.1.

El gráfico a continuación muestra una comparación entre los datos oficiales de traspasos y los datos de traspasos obtenidos por la muestra utilizada para este análisis.

Número de Traspasos por Año (1988-2005)



Fuente: Elaboración propia en base a datos administrativos

La tabla a seguir presenta los principales estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en las estimaciones.

Estadísticos Descriptivos de las Variables Utilizadas

Variable	Observaciones	Media	Desv. Est.	Mínimo	Máximo
traspaso	2.911.673	0,01	0,11	0	1,00
edad 1	2.911.673	0,18	0,38	0	1,00
edad 2	2.911.673	0,19	0,39	0	1,00
edad 3	2.911.673	0,18	0,38	0	1,00
edad 4	2.911.673	0,27	0,44	0	1,00
edad 5	2.911.673	0,14	0,35	0	1,00
edad 6	2.911.673	0,04	0,20	0	1,00
ingreso	2.911.673	1,00	0,97	0	14,94
saldo	2.818.202	1,00	1,26	0	124,22
empleador	2.798.179	0,20	0,40	0	1,00
com. fija	2.815.483	0,01	0,33	0	305,32
com. porc.	2.815.579	0,24	0,26	0	1,61
rank 1	2.803.326	0,11	0,31	0	1,00
rank 2	2.803.326	0,16	0,37	0	1,00
rank 3	2.803.326	0,17	0,38	0	1,00
rank 4	2.803.326	0,20	0,40	0	1,00
rank 5	2.803.326	0,15	0,36	0	1,00
rank 6	2.803.326	0,21	0,41	0	1,00
tamaño	2.815.589	0,22	0,12	0	0,43
gastos com.	2.815.628	0,21	0,13	0	0,80
probvisit	2.855.285	0,04	0,07	0	1,00